



| Estatística descritiva para dados não agrupados | | |
|---|--|--|
| $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$ | $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}$ | $s = \sqrt{s^2}$ |
| $c_v = \frac{s}{\bar{x}} \times 100\%$ | $m_k = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k}{n-1}$ | $c_a = \frac{m_3}{s^3}$ |
| $c_c = \frac{m_4}{s^4}$ | $IQ = Q_{\frac{3}{4}} - Q_{\frac{1}{4}}$ | $k = \frac{IQ}{2(Q_{\frac{9}{10}} - Q_{\frac{1}{10}})}$ |
| $G = \frac{\bar{x} - Mo}{s}$ | $G_1 = \frac{3(\bar{x} - Me)}{s}$ | $G_2 = \frac{Q_{\frac{3}{4}} + Q_{\frac{1}{4}} - 2Me}{IQ}$ |

$$Q_p = (1 - k)x_{(i)} + kx_{(i+1)}, \text{ onde}$$

$$i = [np + 1 - p], \quad k = np + 1 - p - i, \quad 0 < p < 1,$$

$x_{(i)}$ é o i -ésimo valor observado na amostra ordenada e $[y]$ é a parte inteira de y

Outliers moderados:

$$Q_{\frac{1}{4}} - 3IQ \leq x_i < Q_{\frac{1}{4}} - 1,5IQ \quad \text{ou} \quad Q_{\frac{3}{4}} + 1,5IQ < x_i \leq Q_{\frac{3}{4}} + 3IQ$$

Outliers severos ou extremos:

$$x_i < Q_{\frac{1}{4}} - 3IQ \quad \text{ou} \quad x_i > Q_{\frac{3}{4}} + 3IQ$$

| Estatística descritiva para dados agrupados | |
|---|--|
| $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^k F_i x_i}{n}$ | $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^k F_i (x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^k F_i x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}$ |
| Determinação do número de classes: | |
| Fórmula de Sturges: $k = 1 + [3,322 \times \log_{10} n]$, onde $[y]$ é a parte inteira de y | É o menor número natural k tal que $2^k \geq n$ |

| Técnicas de contagem | |
|---|--|
| $P_n = n!$ | $P'_n = n^n$ |
| ${}^nA_p = \frac{n!}{(n-p)!}$ | ${}^nA'_p = n^p$ |
| ${}^nC_p = \frac{n!}{p!(n-p)!}$ | ${}^nC'_p = \frac{(n+p-1)!}{p!(n-1)!}$ |
| $P(n_1, n_2, \dots, n_k) = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!}$ | |

| Teorema de Bayes | |
|---|---|
| $A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n = S$ $A_i \cap A_j = \emptyset, \quad i \neq j$ $P[A_i] > 0, \quad i = 1, \dots, n$ | $\Rightarrow \begin{cases} P[A_j B] = \frac{P[A_j] \times P[B A_j]}{P[B]}, \quad j = 1, \dots, n \\ P[B] = \sum_{i=1}^n P[A_i] \times P[B A_i] \end{cases}$ |



| Variável aleatória unidimensional | |
|---|--|
| Discreta | Contínua |
| $F(x) = P[X \leq x] = \sum_{x_j \leq x} f(x_j)$ | $F(x) = P[X \leq x] = \int_{-\infty}^x f(s) ds$ |
| $E(X) = \mu = \sum_{i=1}^n x_i f(x_i)$ | $E(X) = \mu = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx$ |
| $E(X^k) = \sum_{i=1}^n x_i^k f(x_i)$ | $E(X^k) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f(x) dx$ |
| $E[(X - \mu)^k] = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^k f(x_i)$ | $E[(X - \mu)^k] = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^k f(x) dx$ |
| $Var(X) = \sigma^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 f(x_i)$ | $Var(X) = \sigma^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu)^2 f(x) dx$ |
| Para ambos os casos | |
| $E(aX \pm b) = aE(X) \pm b$ | $Var(aX \pm b) = a^2 Var(X)$ |
| $E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$ | |
| $Var(X \pm Y) = Var(X) + Var(Y)$ se X e Y são independentes | |
| $Var(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = E(X^2) - \mu^2$ | |
| $\sigma = \sqrt{Var(X)}$ | $C_v = \frac{\sigma}{\mu} \times 100\%$ |

| Distribuição Uniforme Discreta | Distribuição Bernoulli |
|---|---|
| $X \sim \text{UniformeDiscreta}\{i, \dots, j\}$ $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{j-i+1} & , \text{ se } x = i, i+1, \dots, j \\ 0 & , \text{ se } x \neq i, i+1, \dots, j \end{cases}$ $E[X] = \frac{i+j}{2} \quad Var[X] = \frac{(j-i+1)^2 - 1}{12}$ | $X \sim \text{Bernoulli}(p)$ $f(x) = \begin{cases} p^x (1-p)^{1-x} & , \text{ se } x = 0; 1 \\ 0 & , \text{ se } x \neq 0; 1 \end{cases}$ $E[X] = p \quad Var[X] = p(1-p)$ |
| Distribuição Binomial | Distribuição Multinomial |
| $X \sim \text{Binomial}(n; p)$ $f(x) = \begin{cases} {}^nC_x p^x (1-p)^{n-x} & , \text{ se } x = 0, \dots, n \\ 0 & , \text{ se } x \neq 0, \dots, n \end{cases}$ $E[X] = np \quad Var[X] = np(1-p)$ | $(X_1, \dots, X_k) \sim \text{Multinomial}(n; p_1; \dots; p_k)$ $P[X_1 = x_1, \dots, X_k = x_k] = \frac{n!}{x_1! \dots x_k!} p_1^{x_1} \dots p_k^{x_k}$ $x_i = 0, \dots, n, \quad i = 1, \dots, k$ $E[X_i] = np_i \quad Var[X_i] = np_i(1-p_i), i = 1, \dots, k$ |
| Distribuição de Poisson | Distribuição Binomial Negativa |
| $X \sim \text{Poisson}(\lambda), \lambda > 0$ $f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^x \exp\{-\lambda\}}{x!} & , \text{ se } x = 0, 1, \dots \\ 0 & , \text{ se } x \neq 0, 1, \dots \end{cases}$ $E[X] = \lambda \quad Var[X] = \lambda$ | $X \sim \text{BinomialNegativa}(r; p)$ $f(x) = \begin{cases} {}^{x-1}C_{r-1} p^r (1-p)^{x-r} & , \text{ se } x = r, r+1, \dots \\ 0 & , \text{ se } x \neq r, r+1, \dots \end{cases}$ $E[X] = \frac{r}{p} \quad Var[X] = \frac{r(1-p)}{p^2}$ |

| Distribuição Geométrica | Distribuição Hipergeométrica |
|---|---|
| $X \sim \text{Geométrica}(p)$ $f(x) = \begin{cases} p(1-p)^{x-1} & , \text{ se } x = 1, 2, \dots \\ 0 & , \text{ se } x \neq 1, 2, \dots \end{cases}$ $F(x) = 1 - (1-p)^x$ $E[X] = \frac{1}{p} \quad \text{Var}[X] = \frac{1-p}{p^2}$ | $X \sim \text{Hipergeométrica}(N; n; K)$ $f(x) = \begin{cases} \frac{{}^K C_x {}^{N-K} C_{n-x}}{{}^N C_n} & , \text{ se } x = \max\{0, n-N+K\}, \\ & \dots, \min\{K, n\} \\ 0 & , \text{ outros valores de } x \end{cases}$ $E[X] = np \quad \text{Var}[X] = np(1-p)\frac{N-n}{N-1}, \text{ com } p = \frac{K}{N}$ |
| Distribuição Uniforme | Distribuição Exponencial |
| $X \sim \text{Uniforme}(a; b)$ $f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & , \text{ se } a \leq x \leq b \\ 0 & , \text{ fora do intervalo} \end{cases}$ $F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ se } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & , \text{ se } a \leq x \leq b \\ 1 & , \text{ se } x > b \end{cases}$ $E[X] = \frac{a+b}{2} \quad \text{Var}[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$ | $X \sim \text{Exponencial}(\lambda)$ $f(x) = \begin{cases} \lambda \exp\{-\lambda x\} & , \text{ se } x > 0 \\ 0 & , \text{ se } x \leq 0 \end{cases}$ $F(x) = 1 - \exp\{-\lambda x\}, x > 0$ $E[X] = \frac{1}{\lambda} \quad \text{Var}[X] = \frac{1}{\lambda^2}$ |
| Distribuição Normal | Distribuição Normal Reduzida |
| $X \sim \text{Normal}(\mu; \sigma)$ $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right\},$ $-\infty < x < +\infty, -\infty < \mu < +\infty, \sigma > 0$ $E[X] = \mu \quad \text{Var}[X] = \sigma^2$ | $X \sim \text{Normal}(\mu; \sigma) \Rightarrow Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim \text{Normal}(0; 1)$ $\varphi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}z^2\right\},$ $-\infty < z < +\infty$ $E[Z] = 0 \quad \text{Var}[Z] = 1$ |
| Aditividade da distribuição normal | |
| $\left. \begin{array}{l} X_i (i = 1, \dots, n) \text{ v. a. independentes} \\ X_i \sim \text{Normal}(\mu_i; \sigma_i) \end{array} \right\} \Rightarrow S_n = \sum_{i=1}^n a_i X_i \sim \text{Normal}\left(\sum_{i=1}^n a_i \mu_i; \sqrt{\sum_{i=1}^n a_i^2 \sigma_i^2}\right)$ $\left. \begin{array}{l} X_i (i = 1, \dots, n) \text{ v. a. independentes} \\ X_i \sim \text{Normal}(\mu; \sigma) \end{array} \right\} \Rightarrow \begin{array}{l} S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Normal}(n\mu; \sqrt{n\sigma^2}) \\ \bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \sim \text{Normal}\left(\mu; \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \end{array}$ | |
| Teorema Limite Central | |
| $\left. \begin{array}{l} X_i (i = 1, \dots, n) \text{ v. a. i. i. d.} \\ n > 30 \\ E[X_i] = \mu \quad \text{Var}[X_i] = \sigma^2 \end{array} \right\} \Rightarrow \begin{array}{l} \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}} \sim \text{Normal}(0; 1) \\ \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim \text{Normal}(0; 1) \end{array}$ | |

| Variável aleatória bidimensional | |
|---|---|
| Discreta | Contínua |
| $F(x, y) = \sum_{x_i \leq x} \sum_{y_j \leq y} f(x_i, y_j) = P[X \leq x \wedge Y \leq y]$ | $F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y f(u, v) dv du, \forall (x, y) \in \mathbb{R}^2$ |
| $f_X(x_i) = \sum_j f(x_i, y_j) \quad f_Y(y_j) = \sum_i f(x_i, y_j)$ | $f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dy \quad f_Y(y) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x, y) dx$ |
| $E[XY] = \sum_i \sum_j x_i y_j f(x_i, y_j)$ | $E[XY] = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f(x, y) dx dy$ |
| $f_{X Y=y_j}(x_i y_j) = \frac{f(x_i, y_j)}{f_Y(y_j)}$ com j fixo e $f_Y(y_j) > 0$ | $f_{X Y=y}(x y) = \frac{f(x, y)}{f_Y(y)}$ com $f_Y(y) > 0$ |
| $f_{Y X=x_i}(y_j x_i) = \frac{f(x_i, y_j)}{f_X(x_i)}$ com i fixo e $f_X(x_i) > 0$ | $f_{Y X=x}(y x) = \frac{f(x, y)}{f_X(x)}$ com $f_X(x) > 0$ |
| $F_{X Y=y_j}(x_i y_j) = \sum_{x_i \leq x} f_{X Y=y_j}(x_i y_j)$ | $F_{X Y=y}(x y) = \int_{-\infty}^x \frac{f(t, y)}{f_Y(y)} dt$ |
| $F_{Y X=x_i}(y_j x_i) = \sum_{y_j \leq y} f_{Y X=x_i}(y_j x_i)$ | $F_{Y X=x}(y x) = \int_{-\infty}^y \frac{f(x, v)}{f_X(x)} dv$ |
| Para ambos os casos | |
| $Cov[X, Y] = E[XY] - E[X] \times E[Y]$ | $\rho_{X,Y} = \rho = \frac{Cov[X,Y]}{\sigma_X \sigma_Y}$ |

| Correlação e regressão linear | |
|---|--|
| $s_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2 = (n-1)s_x^2$ | $s_{yy} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n y_i^2 - n\bar{y}^2 = (n-1)s_y^2$ |
| $s_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}$ | $cov[x, y] = \frac{s_{xy}}{n-1}$ |
| $r = \frac{cov[x, y]}{s_x s_y} = \frac{s_{xy}}{\sqrt{s_{xx} s_{yy}}}$ | $Y = Y x = \beta_0 + \beta_1 x + E \quad \hat{y} = a + bx$ |
| $b = \frac{s_{xy}}{s_{xx}} = \frac{cov[x, y]}{s_x^2} \quad a = \bar{y} - b\bar{x}$ | $e_i = y_i - \hat{y}_i \quad \frac{e_i - \bar{e}}{s_e}$ |
| $SQR = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 = \frac{s_{xy}^2}{s_{xx}}$ | $SQE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = s_{yy} - bs_{xy} = s_{yy} - \frac{s_{xy}^2}{s_{xx}}$ |
| $SQT = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = s_{yy} = SQR + SQE$ | $r^2 = \frac{SQR}{SQT} = 1 - \frac{SQE}{SQT} = \frac{s_{xy}^2}{s_{xx} s_{yy}}$ |

| Função | Expressão | Transformação | Ajustar a recta a |
|-------------|--|--|---|
| Exponencial | $\hat{y} = ab^x$ | $\ln \hat{y} = \ln a + x \ln b$ | $(x_i, \ln y_i)$ |
| Exponencial | $\hat{y} = a \exp\{bx\}$ | $\ln \hat{y} = \ln a + bx$ | $(x_i, \ln y_i)$ |
| Potência | $\hat{y} = ax^b$ | $\ln \hat{y} = \ln a + b \ln x$ | $(\ln x_i, \ln y_i)$ |
| Hipérbole | $\hat{y} = \frac{1}{a+bx}$ | $\frac{1}{\hat{y}} = a + bx$ | $\left(x_i, \frac{1}{y_i}\right)$ |
| Hipérbole | $\hat{y} = \frac{x}{a+bx}$ | $\frac{1}{\hat{y}} = b + a\frac{1}{x}$ | $\left(\frac{1}{x_i}, \frac{1}{y_i}\right)$ |
| Inversa | $\hat{y} = a + \frac{b}{x}$ | $\hat{y} = a + b\frac{1}{x}$ | $\left(\frac{1}{x_i}, y_i\right)$ |
| Logarítmica | $\hat{y} = a + b \ln x$ | $\hat{y} = a + b \ln x$ | $(\ln x_i, y_i)$ |
| Curva S | $\hat{y} = \exp\left\{a + \frac{b}{x}\right\}$ | $\ln \hat{y} = a + b\frac{1}{x}$ | $\left(\frac{1}{x_i}, \ln y_i\right)$ |
| Crescimento | $\hat{y} = \exp\{a + bx\}$ | $\ln \hat{y} = a + bx$ | $(x_i, \ln y_i)$ |



| Intervalos de confiança para um parâmetro e dois parâmetros (amostras independentes) | | | | |
|--|--|-------------------|-------------------------------|---|
| Parâmetros a estimar | σ^2 conhecido? | Tipo de população | Dimensão da amostra | Variável fulcral e correspondente distribuição amostral |
| μ | Sim | Normal | Qualquer | $\frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Outra | $n > 30$ | $\frac{\bar{X}-\mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | Não | Qualquer | $n > 30$ | $\frac{\bar{X}-\mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Normal | Qualquer | $\frac{\bar{X}-\mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$ |
| p | - - - | Bernoulli | $n > 30$ | $\frac{\hat{p}-p}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| σ^2 | - - - | Normal | Qualquer | $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ |
| $\mu_1 - \mu_2$ | σ_1^2 e σ_2^2 conhecidas | Normais | Quaisquer | $\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Outras | $n_1 > 30$ e $n_2 > 30$ | $\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| | σ_1^2 e σ_2^2 desconhecidas | Quaisquer | $n_1 > 30$ e $n_2 > 30$ | $\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| | σ_1^2 e σ_2^2 desconhecidas ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) | Normais | Quaisquer | $\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \sim t_{n_1+n_2-2}$ |
| | σ_1^2 e σ_2^2 desconhecidas ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$) | Normais | Quaisquer | $\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim t_r$ sendo r o número natural mais próximo de $r^* = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{1}{n_1-1} \left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2 + \frac{1}{n_2-1} \left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}$ |
| $p_1 - p_2$ | - - - | Bernoulli | $n_1 > 30$ e $n_2 > 30$ | $\frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - (p_1 - p_2)}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ | - - - | Normais | Quaisquer | $\frac{S_2^2}{S_1^2} \times \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \sim F(n_1 - 1; n_2 - 1)$ |



| Testes de hipóteses para um parâmetro e dois parâmetros (amostras independentes) | | | | |
|--|--|-------------------|-------------------------------|---|
| Parâmetros a estimar | σ^2 conhecido? | Tipo de população | Dimensão da amostra | Estatística de teste e correspondente distribuição amostral |
| μ | Sim | Normal | Qualquer | $Z_0 = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Outra | $n > 30$ | $Z_0 = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | Não | Qualquer | $n > 30$ | $Z_0 = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Normal | Qualquer | $T_0 = \frac{\bar{X}-\mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$ |
| p | - - - | Bernoulli | $n > 30$ | $Z_0 = \frac{\hat{p}-p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| σ^2 | - - - | Normal | Qualquer | $Q_0 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2$ |
| $\mu_1 - \mu_2$ | σ_1^2 e σ_2^2 conhecidas | Normais | Quaisquer | $Z_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Outras | $n_1 > 30$ e $n_2 > 30$ | $Z_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| | σ_1^2 e σ_2^2 desconhecidas | Quaisquer | $n_1 > 30$ e $n_2 > 30$ | $Z_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| | σ_1^2 e σ_2^2 desconhecidas ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) | Normais | Quaisquer | $T_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2} \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}} \sim t_{n_1+n_2-2}$ |
| | σ_1^2 e σ_2^2 desconhecidas ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$) | Normais | Quaisquer | $T_0 = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)_0}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \sim t_r$ sendo r o número natural mais próximo de $r^* = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{1}{n_1-1} \left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2 + \frac{1}{n_2-1} \left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}$ |
| $p_1 - p_2$ | - - - | Bernoulli | $n_1 > 30$ e $n_2 > 30$ | $Z_0 = \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2) - (p_1 - p_2)_0}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1-\hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1-\hat{p}_2)}{n_2}}} \sim N(0; 1)$ |
| $\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}$ | - - - | Normais | Quaisquer | $F_0 = \frac{S_2^2}{S_1^2} \times \left(\frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)_0 \sim F(n_1 - 1; n_2 - 1)$ |



| Testes de hipóteses para dois parâmetros (amostras emparelhadas) | | | | |
|--|-----------------------|----------------------------------|---------------------|---|
| Parâmetros a estimar | σ^2 conhecido? | Tipo de população das diferenças | Dimensão da amostra | Estatística de teste e correspondente distribuição amostral |
| μ_D | Sim | Normal | Qualquer | $Z_0 = \frac{\bar{D} - (\mu_D)_0}{\frac{s_D}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Outra | $n > 30$ | $Z_0 = \frac{\bar{D} - (\mu_D)_0}{\frac{s_D}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | Não | Qualquer | $n > 30$ | $Z_0 = \frac{\bar{D} - (\mu_D)_0}{\frac{s_D}{\sqrt{n}}} \sim N(0; 1)$ |
| | | Normal | Qualquer | $T_0 = \frac{\bar{D} - (\mu_D)_0}{\frac{s_D}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$ |

Testes de aderência ou de qualidade de ajuste

Teste de ajustamento de Kolmogorov-Smirnov com correcção de Lilliefors:

A hipótese nula é rejeitada quando $D_{\text{observado}} \geq D_{\text{crítico}; \alpha}$

Teste de ajustamento de Shapiro-Wilk:

A hipótese nula é rejeitada quando $W_{\text{observado}} \leq W_{\text{crítico}; \alpha}$

Testes de homocedasticidade

Teste de Levene:

A hipótese nula é rejeitada quando $F_{\text{observado}} \geq F(k-1; n-k; 1-\alpha)$

sendo k o número de amostras e $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$

Teste de Bartlett:

A hipótese nula é rejeitada quando $Q_{\text{observado}} \geq \chi^2_{k-1; 1-\alpha}$

sendo k o número de amostras

| p-values | | |
|---|----------------------------|-----------------------------|
| Teste bilateral | Teste unilateral à direita | Teste unilateral à esquerda |
| $2 \times P[Z \geq V.E.T.]$ | $P[Z \geq V.E.T.]$ | $P[Z \leq V.E.T.]$ |
| $2 \times P[T \geq V.E.T.]$ | $P[T \geq V.E.T.]$ | $P[T \leq V.E.T.]$ |
| $2 \times \min\{P[\chi^2 \leq V.E.T.]; P[\chi^2 \geq V.E.T.]\}$ | $P[\chi^2 \geq V.E.T.]$ | $P[\chi^2 \leq V.E.T.]$ |
| $2 \times \min\{P[F \leq V.E.T.]; P[F \geq V.E.T.]\}$ | $P[F \geq V.E.T.]$ | $P[F \leq V.E.T.]$ |

V.E.T. - valor da estatística de teste.



| Inferência para o coeficiente de correlação, parâmetros da recta de regressão e previsão | | |
|--|--|--|
| Parâmetros a estimar | Variável fulcral e correspondente distribuição amostral | Estatística de teste e correspondente distribuição amostral |
| ρ | $\frac{Z_R - Z_\rho}{\frac{1}{\sqrt{n-3}}} \sim N(0; 1)$ sendo a transformada de Fisher $z_r = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+r}{1-r} \right)$ e $r = \frac{\exp\{2z\}-1}{\exp\{2z\}+1}$ | $T_0 = R \sqrt{\frac{n-2}{1-R^2}} \sim t_{n-2}$ (ρ próximo de zero e $n \geq 3$) $Z_0 = \frac{Z_R - (Z_\rho)_0}{\frac{1}{\sqrt{n-3}}} \sim N(0; 1)$ (ρ qualquer e $n \geq 3$) |
| β_0 | $\frac{A - \beta_0}{S_{y \cdot x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ | $T_0 = \frac{A - (\beta_0)_0}{S_{y \cdot x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ |
| β_1 | $\frac{B - \beta_1}{\frac{s_{y \cdot x}}{\sqrt{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ | $T_0 = \frac{B - (\beta_1)_0}{\frac{s_{y \cdot x}}{\sqrt{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ |
| Y_0 | $\frac{\hat{Y}_0 - Y_0}{S_{y \cdot x} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ | $T_0 = \frac{\hat{Y}_0 - (Y_0)_0}{S_{y \cdot x} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ |
| μ_{Y_0} | $\frac{\hat{\mu}_{Y_0} - \mu_{Y_0}}{S_{y \cdot x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ | $T_0 = \frac{\hat{\mu}_{Y_0} - (\mu_{Y_0})_0}{S_{y \cdot x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_0 - \bar{x})^2}{S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$ |

| | | |
|---|---|---|
| $s_{y \cdot x} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2}} = \sqrt{\frac{SQE}{n-2}} = \sqrt{\frac{s_{yy} - b s_{xy}}{n-2}}$ | $s_A = s_{y \cdot x} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{S_{xx}}}$ | $s_B = \frac{s_{y \cdot x}}{\sqrt{S_{xx}}}$ |
|---|---|---|

Curvas de calibração em análise instrumental

| Parâmetro a estimar | Variável fulcral e correspondente distribuição amostral |
|---------------------|---|
| X_0 | $\frac{\hat{X}_0 - X_0}{\frac{s_{y \cdot x}}{B} \sqrt{\frac{1}{m} + \frac{1}{n} + \frac{(y_0 - \bar{y})^2}{B^2 S_{xx}}}} \sim t_{n-2}$, com $y_0 = \frac{\sum_{i=1}^m y_i}{m}$ |

Análise de variância - ANOVA

A hipótese nula é rejeitada quando $F_{\text{observado}} \geq F(k-1; n-k; 1-\alpha)$

sendo k o número de amostras e $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$

| Tabela ANOVA | | | | |
|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------------|--|
| Fonte de variação | Somas de quadrados | Graus de liberdade | Média de quadrados | Estatística de teste F |
| Regressão | SQR | 1 | $MQR = \frac{SQR}{1}$ | $F_0 = \frac{MQR}{MQE} \sim F(1; n-2)$ |
| Erros | SQE | $n-2$ | $MQE = \frac{SQE}{n-2}$ | |
| Total | SQT | $n-1$ | | |

A hipótese nula $\beta_1 = 0$ é rejeitada quando $F_{\text{observado}} \geq F(1; n-2; 1-\alpha)$.